Relación y Causalidad Entre la Producción de Bienes Finales y la Oferta Interna de Energía por Tipo: un breve primer aporte para el caso argentino entre 1970-2010.

Redel, Germán Diego Alejandro

Estudiante de la Maestría en Economía – FCE-UBA

El presente paper estudia la relación entre la oferta interna de distintos tipos de energía y el crecimiento de la producción de bienes finales que surge de la evidencia empírica para la Argentina entre los años 1970 y 2010. Luego de un repaso de la bibliografía reciente, se estudia la estacionariedad de las series utilizando tests de raíz unitaria. Luego se observa la existencia de relación de cointegración entre oferta interna de energía de dos tipos y el aumento en la producción de bienes finales. Con lo recabado se realiza un modelo de corrección de errores para la relación entre el consumo de energía y el crecimiento de la oferta de bienes de Argentina y en base a éste se determina la relación de largo y corto plazo entre las variables. Finalmente, se incorpora un breve análisis sobre causalidad en sentido de Granger para las series estudiadas.

1. Introducción y marco teórico

En las últimas décadas se llevaron a cabo varios estudios a nivel internacional que dan cuenta de la relación causal entre la oferta de energía y el crecimiento del producto. Desde la crisis del petróleo en adelante, varios autores han indagado sobre ésta relación, haciendo uso de distintas técnicas econometrías. Los economistas han intentado esclarecer si la oferta de energía determina al producto o si por el contrario era el producto el que determinaba al consumo energético. Entre medio, es posible que la causalidad sea bidireccional (es decir, que ambos se determinen mutuamente), o por el contrario, que no exista tal relación.

La posibilidad de determinar la causalidad entre consumo de energía y variables macroeconómicas como producto y empleo es de suma importancia para los responsables de la política económica. Las conclusiones que uno pueda derivar de los trabajos de investigación no son inocuos: la dirección de la causalidad suele tener implicancias de política nada desdeñables. Siguiendo la exposición de Jumble (2004) podemos tener los siguientes escenarios:

1. **Causalidad unidireccional desde consumo/oferta de energía hacia el producto** refleja una economía altamente dependiente de energía, por lo que cualquier déficit en la provisión de energía impactará negativamente en el desempeño del producto.
2. **Causalidad unidireccional desde el producto hacia el consumo/oferta de energía** implica una economía menos dependiente de la energía por lo que políticas de conservación de energía (del tipo ambiental o de racionamiento) pueden ser implementadas sin consecuencias cuantiosas sobre el crecimiento del producto.
3. **Ausencia de causalidad entre ambas variables o la hipótesis de neutralidad** representa una economía en la cual cualquier política de conservación no tendrá ningún costo sobre el desempeño económico, por lo que puede ser implementada sin mayores consideraciones.
4. **Causalidad bidireccional entre oferta de energía y producto** muestra una economía en la cual ambas variables se retroalimentan, por lo que cualquier política que impacte sobre cada una tendrá que evaluar las implicancias sobre la otra también.

Desde el trabajo seminal de Kraft y Kraft (1978), se ha amontonado un gran cúmulo de evidencia sobre la cual los investigadores no logran ponerse de acuerdo. Determinados estudios encuentran una causalidad unidireccional desde el producto hacia el consumo de energía –Kraft y Kraft (1978), Cheng y Lai (1997) entre otros–. Otros, por el contrario, aducen que la direccionalidad corre en sentido contrario; Soytas, Sari y Ozdemir (2001), por ejemplo, encuentra evidencia de relación causal unidireccional del consumo de energía al producto.

Como sugiere Asafu –Adjaye (2000), la multiplicidad de evidencia contrapuesta encontrada responde, en parte, a la gran variedad de enfoques y diferentes métodos utilizados en el análisis de los datos. Los primeros trabajos basaron sus estimaciones sobre el método de mínimos cuadrados, utilizando regresiones simples de modelos loglinealizados; descuidando las propiedades de las series de tiempo. Dado que la mayoría de las series de tiempo económicas son no estacionarias, una estimación por mínimos cuadrados tenderá a mostrar resultados erróneos, o daría cuenta de relaciones espurias. Por ejemplo, Akarca y Long (1980) no encuentran relación causal entre producto y consumo de energía, aduciendo que los resultados obtenidos por Kraft y Kraft (1978) surgen de relaciones espurias.

A medida que fue progresando la econometría se fueron aplicando métodos novedosos, estudiando las raíces unitarias de las series arrojando estimaciones más acertadas. Sin embargo, estos modelos recientes pueden fallar en detectar canales adicionales de causalidad. Asimismo, ciertos modelos pierden potencia al dejar de lado variables que potencialmente deberían estar incluidas.

Los últimos trabajos utilizan la metodología de Modelos de Vectores Autorregresivos (VAR), dada la naturaleza no estacionaria de las series en cuestión. En especial, se ha buscado encauzar la búsqueda científica hacia Modelos de Vectores de Corrección Error, cuando las series se encuentran cointegradas, siguiendo la metodología propuesta por Johansen (1995).

En la última década, estos estudios se han difundido hacia los países en desarrollo. Jumbe (2004) realiza un estudio de cointegración y causalidad sobre la República de Malawi, encontrando causalidad bidireccional en sentido de Granger entre electricidad y PIB,

causalidad unidireccional desde PIB no agrícola hacia electricidad. Asafu-Adjaye (2000) realiza un estudio similar sobre ciertos países en desarrollo de Asia; incluyendo los precios de la energía como variable dependiente. Encuentra que en el corto plazo, existe causalidad unidireccional en sentido de Granger desde consumo de energía hacia producto para India e Indonesia, mientras que Tailandia e Islas Filipinas presentan causalidad bidireccional.

Para países en desarrollo con alto crecimiento del producto resulta de vital importancia entender la relación entre PIB y consumo/oferta de energía. En caso de que la economía sea altamente dependiente de la energía, los responsables de política tendrán que tener especial cuidado en fomentar inversión productiva en infraestructura energética.

Ahora bien, Argentina ha experimentado una década de fuerte crecimiento del producto, por lo que resulta interesante preguntarse cuál es la relación entre la oferta interna de energía y el crecimiento del producto para Argentina: ¿Existe relación de largo plazo entre el consumo de energía y el crecimiento de la producción de bienes finales? De ser así, ¿cómo es la causalidad entre ellas? ¿Cómo se lleva a cabo el ajuste para retornar al sendero de largo plazo? A lo largo del presente trabajo se mostrará una serie de resultados que continúa con la tradición metodológica presentada por Johansen (1995) aplicando el método al caso de oferta de energía y crecimiento del producto en Argentina. La novedad que se intentará agregar es la posibilidad de estudiar la oferta de energía desagregada (entre oferta interna de gas y oferta interna de combustibles líquidos) para apreciar cual es la dinámica que lleva a retornar a valores de largo plazo; en caso de que existan.

El paper se estructura de la siguiente forma: en primer lugar se presentan las series de tiempo que se utilizarán como base para estudiar la relación entre consumo de energía y producto; en segundo lugar se presenta brevemente el marco metodológico –que sigue la propuesta de Johansen (1995) – y los resultados empíricos. Luego se presenta un breve análisis apartado de causalidad en sentido de Granger para finalizar con las conclusiones más importantes y los desafíos que quedarán abiertos para futuras investigaciones más exhaustivas.

2. Series de Tiempo

El presente paper se realiza sobre tres series de tiempo. Primero, la serie denominada "PIB Bienes" resulta de la serie PIB Bienes a precios constantes de 1993 que se encuentra disponible en INDEC empalmada con una serie histórica de PIB Bienes correspondiente a INDEC (hasta 1980) y a la serie elaborada por O.J Ferreres para los años comprendidos entre 1970 y 1979.

Por otro lado, la serie "Líquidos" contempla la oferta interna total de aquellos combustibles líquidos cuya participación es más importante en el proceso productivo (motonafta, kerosene, dieseloil y gas oil y fuel). Por su parte "Gas Total" surge de la suma de la oferta total de gas de refinería, gas licuado y gas distribuido por redes. Los datos de energía fueron recabados de los Balances Energéticos Anuales publicados por la Secretaría de Energía de la Nación. Los mismos se expresan en toneladas equivalentes de petróleo (tep). La oferta interna de cada tipo de combustible se calcula como la producción de cada tipo, menos los consumos intermedios, restando las exportaciones netas (exportaciones menos importaciones) en caso de que sea necesario. Salvo expresa indicación contraria, las variables se trabajaron en niveles.

3. Marco metodológico y resultados empíricos

A lo largo de esta sección se aplicará la metodología desarrollada por Johansen (1995).

En primer lugar, se constatará si las series estudiadas presentan estacionariedad. A continuación se realizarán una serie de test para determinar si la serie PIB Bienes, Líquidos y Gas Total presentan raíz unitaria. Para ello se utilizarán diversos test muy difundidos en la práctica econométrica.

La literatura econométrica sobre test de raíz unitaria es extensa. Los test de raíz unitaria estudian la estacionariedad de una serie de tiempo utilizando un modelo autorregresivo. Si una serie presenta raíz unitaria las perturbaciones que se generan a lo largo del tiempo tienden a permanecer –no son transitorias–. En forma algebraica se observa lo siguiente:

$$y_t = y_{t-1} + \epsilon_t$$

$$y_{t-1} = y_{t-2} + \epsilon_t$$

Por lo que, resolviendo de manera iterativa se obtiene:

$$y_t = \sum_{i=0}^{\infty} \epsilon_{t-i}$$

Esta ecuación muestra que todas las perturbaciones pasadas impactan sobre el valor de la variable en t. Es por ello que se dice que las perturbaciones se vuelven permanentes. Este proceso recibe el nombre de camino aleatorio. Para una variable que se comporta como camino aleatorio la mejor predicción que uno puede realizar sobre la misma es el valor en el período anterior más una perturbación aleatoria.

El test de raíz unitaria más conocido y difundido es el DickeyFuller Aumentado –ADF de aquí en más–.El test surge de estimar una de las siguientes ecuaciones[1]:

Modelo 1

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \epsilon_t$$

Modelo 2

$$\Delta y_t = \alpha + \delta y_{t-1} + \epsilon_t$$

Modelo 3

$$\Delta y_t = \alpha + \beta * t + \delta y_{t-1} + \epsilon_t$$

Para realizar el test de manera adecuada es necesario observar que tipo de modelo es el que se ajusta mejor a la serie a testear. Además se debe definir la cantidad de rezagos de la variable explicada a agregar para captar la tipificación correcta. La hipótesis nula del test es la presencia de raíz unitaria. La distribución del estadístico surge de una construcción propia de los autores del test, donde los valores críticos dependen del modelo elegido y del tamaño de la muestra. El test se realiza a una cola.

[1] En el trabajo seminal de Dickey y Fuller se utilizaron las ecuaciones 1 a 3, dado que suponían que trabajaban con un AR(1). Sin embargo, luego refinaron las estimaciones y agregaron rezagos de la variable dependiente (de aquí proviene el término "aumentado" del test actual).

Resta agregar que, a pesar del uso difundido del ADF aquí utilizado, diversos autores han recalado en la baja potencia de los mismos. Se ha demostrado que el ADF tiene un sesgo a señalar la presencia de raíz unitaria cuando la serie no la tiene. En particular, en presencia de cambio estructural el ADF tiende a derivar conclusiones erróneas. Sin embargo se dejan estas cuestiones de lado en el presente paper dado que escapan el alcance del mismo.

A continuación se presenta la tabla 1 con los resultados encontrados al realizar el test de DickeyFuller sobre las series utilizadas en el trabajo. La elección de rezagos fue realizada automáticamente mediante el software E-views, imponiendo la elección a través del criterio de bondad de ajuste de Schwarz. El tipo de modelo utilizado fue el 3, con tendencia e intercepto, dado que es el que mejor se ajusta a la morfología de las series.

Tabla 1 – Test ADF sobre variables en nivel

		Series		
		PIB Bienes	**Gas Total**	**Líquidos**
ADF	Tipo de Modelo	Tendencia e intercepto	Tendencia e intercepto	Tendencia e intercepto
	Criterio para elección de rezagos	Schwarz	Schwarz	Schwarz
	Cantidad de rezagos	0	0	0
	Estadístico t	-0,159945	-2,102049	-1,57502
	Valor de probabilidad	0,9919	0,5293	0,7856
	t-crítico (5%)	-3,523623	-3,523623	-3,523623
	Conclusión	**Presencia de raíz unitaria**	**Presencia de raíz unitaria**	**Presencia de raíz unitaria**

Como puede observarse en la tabla precedente los test para las tres variables no permiten rechazar la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria.

Se aplicó el test ADF para la diferencia de las series. En la tabla 2 se adjuntan los resultados.

Tabla 2 – Test ADF sobre variables en diferencias

		Series		
		dif(PIB Bienes)	**dif(Gas Total)**	**dif(Líquidos)**
ADF	Tipo de Modelo	Tendencia e intercepto	Tendencia e intercepto	Tendencia e intercepto
	Criterio para elección de rezagos	Schwarz	Schwarz	Schwarz
	Cantidad de rezagos	0	0	0
	Estadístico t	-5,082004	-5,459345	-5,14099
	Valor de probabilidad	0,001	0,0003	0,0008
	t-crítico (5%)	-3,526609	-3,526609	-3,526609
	Conclusión	**Ausencia de raíz unitaria**	**Ausencia de raíz unitaria**	**Ausencia de raíz unitaria**

Las tres variables en diferencia, utilizando el mismo modelo que en el caso anterior, presentan un valor de probabilidad tal que permiten rechazar la hipótesis nula. Parecería

que las series en diferencia se comportan como si no tuvieran raíz unitaria. Por tanto, es factible suponer que las series en niveles son integradas de orden 1; I(1).

Una vez que se estableció el orden de integración de las series se emplea la metodología desarrollada por Johansen (1995) para estudiar la relación de largo y corto plazo –si existiera– entre la oferta desagregada de energía y el crecimiento en la producción de bienes.

Replicando la metodología, se estima un modelo VAR(p) sin restricciones para explorar la relación entre las series, determinar la cantidad de rezagos a incorporar (p) y determinar los rezagos óptimos del modelo VEC(p-1). El VAR es un modelo econométrico utilizado para capturar la interdependencia lineal entre múltiples series de tiempo. Cada variable dentro del VAR es explicada por sus propios rezagos y los rezagos del resto de las variables incorporadas en el vector. Posee la siguiente forma:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \cdots + A_p y_{t-p} + B x_t + e_t$$

En primer lugar se utiliza el test para determinar la cantidad de rezagos a incorporar en el VAR sin restricciones. En el VAR se incorporan las tres variables. Luego de estimar el VAR se realiza un test para determinar la cantidad de rezagos de las variables a incorporar. La tabla 3 presenta los resultados del test.

Tabla 3 – Test para selección de orden de rezago

Selección de orden de rezago para VAR

Variables endógenas: PBI_BIENES GAS_TOT LIQUIDOS. Exógena: c

Muestra: 1970 a 2010

Observaciones incluídas: 36

	Criterios de selección de rezagos					
Rezago	LogL	Test LR	Error final de predicción	Akaike	Schwarz	Hannan-Quinn
0	-1312,842	NA	1,12E+28	73,10231	73,23427	73,14837
1	-1197,869	204,3953*	3,13e+25*	67,21496*	67,74280*	67,39919*
2	-1190,296	12,20154	3,42E+25	67,29422	68,21794	67,61662
3	-1186,471	5,524563	4,70E+25	67,58174	68,90134	68,04231
4	-1182,266	5,373571	6,50E+25	67,8481	69,56358	68,44685
5	-1175,881	7,094302	8,29E+25	67,99339	70,10475	68,73031

* Indica el rezago seleccionado por el criterio

Una vez determinada la cantidad de rezagos se estima el VAR nuevamente con la especificación propuesta.En segundo lugar, una vez que se obtiene el modelo, correcto es necesario llevar a cabo una serie de test para probar las características del modelo y determinar si se encuentra bien especificado. Es importante estudiar si los residuos de la estimación se encuentran no autocorrelacionados y si su distribución es normal. Para ello se realiza el test de Portmenteau de autocorrelación de los residuos. Se observa en la Tabla 4 que para todos los rezagos se acepta la hipótesis nula de no autocorrelación. Se puede argumentar que hasta el rezago número 5 los residuos no se encuentran autocorrelacionados.

Adicionalmente, en el anexo se presentan los gráficos de autocorrelación y correlación serial de los residuos de las ecuaciones estimadas. Dado que la mayor parte de los mismos se encuentran dentro del intervalo de confianza, se reafirma la hipótesis.

Tabla 4 – Test Portmenteau de autocorrelación de residuos

Test Residual Portmenteau para autocorrelación en VAR

Hipotesis nula: No presencia de autocorrelación residual hasta el rezago h

Muestra: 1970 a 2010

Observaciones incluídas: 40

Rezago	Estadístico Q	Prob.	Estadístico Q ajustado	Prob.	df
1	8,097471	NA*	8,305099	NA*	NA*
2	16,20719	0,3684	16,84165	0,3284	15
3	25,82615	0,362	27,24052	0,2934	24
4	32,96474	0,469	35,17229	0,3656	33
5	42,03911	0,4693	45,543	0,3269	42

*El test es sólo válido para rezagos superiores a los del VAR

df son los grados de libertad para la distribución (aproximada) chi cuadrado

Para determinar la normalidad de los residuos existe una variedad de test. El software E-views también ofrece la posibilidad de testearlo a través del histograma de los residuos. En este caso se utilizó el test de Normalidad residual del VAR, con la ortogonalización de Cholesky. Según se desprende de los datos proporcionados en la Tabla 5, a grandes rasgos es factible no rechazar la hipótesis nula de normalidad multivariada de los residuos del VAR.

Tabla 5 – Test Portmenteau de autocorrelación de residuos

Test de normalidad de residuos del VAR

Ortogonalización: Cholesky (Lutkepohl)
Hipotesis nula: los residuos son multivariadamente normales
Muestra: 1970 a 2010
Observaciones incluídas: 40

Componente	Oblicuidad	Chi-cuadrado	df	Prob.
1	-0,594515	2,35632	1	0,1248
2	0,276341	0,50909	1	0,4755
3	0,188348	0,23650	1	0,6267
Conjunta		3,10191	3	0,3762

Componente	Curtosis	Chi-cuadrado	df	Prob.
1	3	0,111996	1	0,73790
2	5	3,946744	1	0,04700
3	3	0,222282	1	0,63730
Conjunta		4,281022	3	0,23270

Componente	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2.468.313	2	0,29110
2	4.455.838	2	0,10780
3	0,458781	2	0,79500
Conjunta	7.382.932	6	0,28690

Luego, previo a testear en busca de la relación de cointegración, es útil estudiar la estabilidad del modelo estimado. Para ello se observa los valores que toman las raíces del polinomio característico del VAR. La tabla 6 presenta los valores encontrados para el VAR estimado en el trabajo.

Tabla 6 – Raíces del polinomio característico

Raices del polinomio característico

Variables endógenas: PBI_BIENES GAS_TOT LIQUIDOS
Variables exógenas: C
Especificación de rezagos: 1 1

Raíz	Módulo
0,972692 - 0,072553i	0,975395
0,972692 + 0,072553i	0,975395
0,279819	0,279819

Ninguna raíz se encuentra fuera del círculo unitario
El VAR satisface las condiciones de estabilidad

Según se observa, si bien varias raíces se encuentran cercanas a la unidad, todas ellas se encuentran dentro del círculo unitario. Se puede afirmar entonces que el VAR satisface las condiciones de estabilidad.

Ahora bien, luego de realizar el análisis precedente y dado que todas las especificaciones del modelo son correctas, se profundiza en el estudio de la relación de cointegración de las series presentadas. Para llevar a cabo el test de cointegración se utiliza el formato provisto por el software E-views. Como hemos visto, se generó un VAR del tipo:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \cdots + A_p y_{t-p} + B x_t + e_t$$

Donde y_t es un vector de k variables I(1), x_t es un vector de d variables determinísticas y e_t es el vector de errores. Se puede reescribir el VAR de la siguiente forma:

$$\Delta y_t = \pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + B x_t + e_t$$

El Teorema de Representación de Granger sostiene que si la matriz de coeficientes $\prod$ tiene un rango reducido r<k, entonces existe k*r matrices α y β cada una con rango igual a r tal que $\prod = \alpha * \beta'$ y $\beta' * y_t$ es I(0). Entonces, r es el número de relaciones de cointegración y cada columna de β es un vector de cointegración. El método de Johansen consiste en estimar la matríz $\prod$ partiendo del VAR sin restricciones (como el que se ha construido en el trabajo) y testear si se puede rechazar las restricciones que implican el rango reducido de $\prod$.

Tabla 7 – Test de Cointegración

Test de cointegración de Johansen				
Muestra (ajustada): 1971 a 2010				
Observaciones incluídas: 40 luego de ajuste				
Supuesto de tendencia: Tendencia lineal determinística				
Series: PBI_BIENES GAS_TOT LIQUIDOS				
Intervalo de rezagos (en primera diferencia): Ninguno				
Test de la traza				
Número de ecc. De cointegración hipotetizadas	Autovalor	Estadístico de la traza	Valor crítico al 0,05	Probabilidad**
Ninguna*	0,518066	37,3949	29,7971	0,0055
A lo sumo 1	0,130073	8,1970	15,4947	0,4446
A lo sumo 2	0,063475	2,6232	3,8415	0,1053
Test de la traza indica 1 ecc. De cointegración al nivel de confianza de 0,05				
*Muestra rechazo de la hipotesis a nivel de 0,05 de confianza				
**Valores de probabilidad de MacKinnon-Haug-Michelis (1999)				
Test de mayor autovalor				
Número de ecc. De cointegración hipotetizadas	Autovalor	Estadístico del autovalor	Valor crítico al 0,05	Probabilidad**
Ninguna*	0,518066	29,19791	21,1316	0,003
A lo sumo 1	0,130073	5,57382	14,2646	0,6683
A lo sumo 2	0,063475	2,62317	3,8415	0,1053
Test demáximo autovalor indica 1 ecc. De cointegración al nivel de confianza de 0,05				
*Muestra rechazo de la hipotesis a nivel de 0,05 de confianza				
**Valores de probabilidad de MacKinnon-Haug-Michelis (1999)				

Sobre el modelo VAR estimado se aplica el test de cointegración. La tabla 7 presenta los resultados obtenidos, obtenidos a través del software E-views.

En primer lugar, cabe resaltar que se llevó a cabo el tercer tipo de test de cointegración; según la especificidad que se desprende de la morfología de las series: presentan tendencia lineal e intercepto. El test de cointegración posee dos partes. Por un lado, se testea la presencia de cointegración a través del test de la traza. Por el otro, se observa el valor del máximo autovalor que surge de la ecuación característica. Para mayor información sobre el test de Johansen se puede consultar Enders (2010) o manual de usuario de Eviews.

En la tabla 7 se observa que tanto a través del test de la traza como por medio del test de mayor autovalor, las series presentadas se encuentran cointegradas, observándose una relación de cointegración. En base a los resultados obtenidos es posible realizar la estimación del modelo de tipo VEC.

Dado que en nuestro caso, el VAR contenía tan sólo un rezago, el VEC tendrá un rezago menos, VEC(0). Un modelo del tipo VEC resulta de una combinación lineal de dos o más series I(1) que se encuentran cointegradas. La dinámica del modelo VEC implica que los movimientos de corto plazo de las variables responden a desvíos respecto de la relación de largo plazo de las mismas (es decir; respecto del equilibrio).

En primer término se estimó un VEC sin restricciones. La tabla que contiene los coeficientes que surgen de tal estimación se encuentra en el anexo, para no sobrecargar el análisis metodológico. Sin embargo, dado que ciertos coeficientes del modelo parecían no significativos a través de sus respectivos estadísticos t, se volvió a estimar el VEC, incorporando la información.

La tabla 8 ofrece los coeficientes de estimación del modelo con restricciones. Allí se muestra que las restricciones impuestas a los coeficientes de ajuste (α) de PIB Bienes y de Gas Total son acertadas. Ambos α son estadísticamente iguales a 0. Por tanto, todo ajuste de corto plazo como respuesta a una divergencia de los valores de equilibrio de largo plazo lo realizan los combustibles líquidos. El resultado obtenido no es menor. A partir de los coeficientes de ajustes podemos inferir que tanto el PIB como los combustibles líquidos

se comportan en el modelo como variables débilmente exógenas, en el sentido que lo presenta Enders (2010)[2].

Tabla 8 – Estimación del VEC con restricciones

Estimación del vector de corrección de error (con restricciones)			
Muestra (ajustada): 1971 a 2010			
Observaciones incluídas: 40 luego de ajustes			
Errores estandar en { } y estadístico t en [ ]			
Restricciones: A(1,1)=0 y A(2,1)=0			
Convergencia lograda luego de 1 iteración			
Test LR para restricciones (rango = 1):			
Chi cuadrada	1,540776		
Probabilidad	0,462833		
Ecuación de cointegración:	Ecc. De coint. 1		
PBI_BIENES(-1)	-2,13E-07		
GAS_TOT(-1)	0,00042		
LIQUIDOS(-1)	0,00093		
C	-9,72187		
Corrección de error:	D(PBI_BIENES)	D(GAS_TOT)	D(LIQUIDOS)
Ecc. De cointegración 1	0.000000 {0.00000} [NA]	0.000000 {0.00000} [NA]	-804,808 {127,948} [-6,29012]
C	1789052,0 {830421} [2,15439]	686,9801 {157,162} [4,37115]	59,5707 {152,193} [0,39142]

4. Causalidad en el sentido de Granger

Para finalizar el trabajo, se incorpora un breve estudio de la relación de causalidad –en el sentido de Granger– entre la producción final de bienes, la oferta interna de gas y la oferta interna de líquidos. Este pequeño apartado sigue la metodología empleada por Manso en su estudio de causalidad entre el consumo de energía, la evolución de la productividad y el crecimiento del producto para Portugal. La causalidad en el sentido de Granger, desarrolla por el premio nobel Clive Granger, basado en un trabajo previo del matemático Norbert Wiener, es un término utilizado para dar a entender que una variable *x* puede ser

[2] Según Enders (2010), en el marco de un sistema cointegrado, si una variable no responde a la discrepancia respecto del equilibrio de largo plazo se la denomina débilmente exógena.

pronosticada en mejor medida si se incluyen rezagos de otra variable *y*. Cuando ciertos rezagos de la variable y ayudan a explicar el comportamiento de la variable *x*, se dice que la variable y causa en sentido de Granger a la variable *x*.

Para probar la causalidad en sentido de Granger se utiliza el Test de Granger. El mismo consiste en verificar si los rezagos de la variable *y* incorporados en la estimación de *x* son estadísticamente significativos. Cabe resaltar que el test debe aplicarse en series estacionarias. Por lo tanto, dado que tanto PIB Bienes como Gas Total y Líquidos son variables I(1), el test debe realizarse sobre las diferencias de las mismas. La hipótesis nula del test es la no presencia de causalidad en sentido de Granger. Por último, se agrega que el test se realizó con un rezago, dado que es información que uno obtiene del VAR irrestricto, estimado en la metodología propuesta por Johansen (1995). Sin embargo, los resultados no se modifican si se agrega un rezago más.

La tabla 9 proporciona los resultados del Test de Granger realizados sobre las diferencias de las series. Allí se observa que a través del mismo podemos inferir que no existe relación de causalidad en sentido de Granger entre Líquidos y Gas Total y entre Gas Total y PIB Bienes. El test sin embargo, permite pensar en una causalidad unidireccional desde la producción de bienes hacia la oferta de líquidos. ¿Qué quiere decir esto? Que para pronosticar la variable oferta interna de líquidos se obtiene un mejor resultado incorporando rezagos de la variable producción de bienes.

Tabla 9 – Test de causalidad de Granger

Test de causalidad de Granger de a pares			
Muestra: 1970 a 2010 Rezagos: 1			
Hipótesis Nula:	Observaciones	Estadístico F	Probabilidad
DLIQUIDOS no causa en sentido de Granger a DPBI_BIENES	39	0,38947	0,53650
DPBI_BIENES no causa en sentido de Granger a DLIQUIDOS		19,14140	0,00010
DGAS_TOT no causa en sentido de Granger a DPBI_BIENES	39	0,00515	0,94320
DPBI_BIENES no causa en sentido de Granger a DGAS_TOT		0,16561	0,68650
DGAS_TOT no causa en sentido de Granger a DLIQUIDOS	39	0,19317	0,66290
DLIQUIDOS no causa en sentido de Granger a DGAS_TOT		0,24902	0,62080

5. Análisis de Resultados y Conclusiones

En el presente paper se ha analizado la relación entre la producción de bienes finales y la oferta desagregada de energía. A través de la metodología elaborada por Johansen (1995) se encontró una relación de cointegración entre la PIB Bienes, oferta de combustibles líquidos y la oferta de gas total. Luego de refinado el modelo se observa que el único coeficiente de ajuste estadísticamente significativo de corto plazo del VEC es Líquidos, lo que demostraría cierta causalidad desde Líquidos hacia PIB Bienes.

En el mismo modelo se observó que tanto el PIB Bienes como Gas Total pueden considerarse débilmente exógenas. Dado que estas dos series presentaban coeficientes α estadísticamente no significativos, no fue posible realizar un estudio de las funciones de Impulso Respuesta o la descomposición de varianza de Cholesky. La conclusión más importante que se desprende de los hallazgos es tal vez que ante una discrepancia de los valores de largo plazo la variable "endógena" que ajustará será la oferta interna de combustibles líquidos. Tanto el PIB como la oferta interna de gas total serían entonces débilmente exógenas.

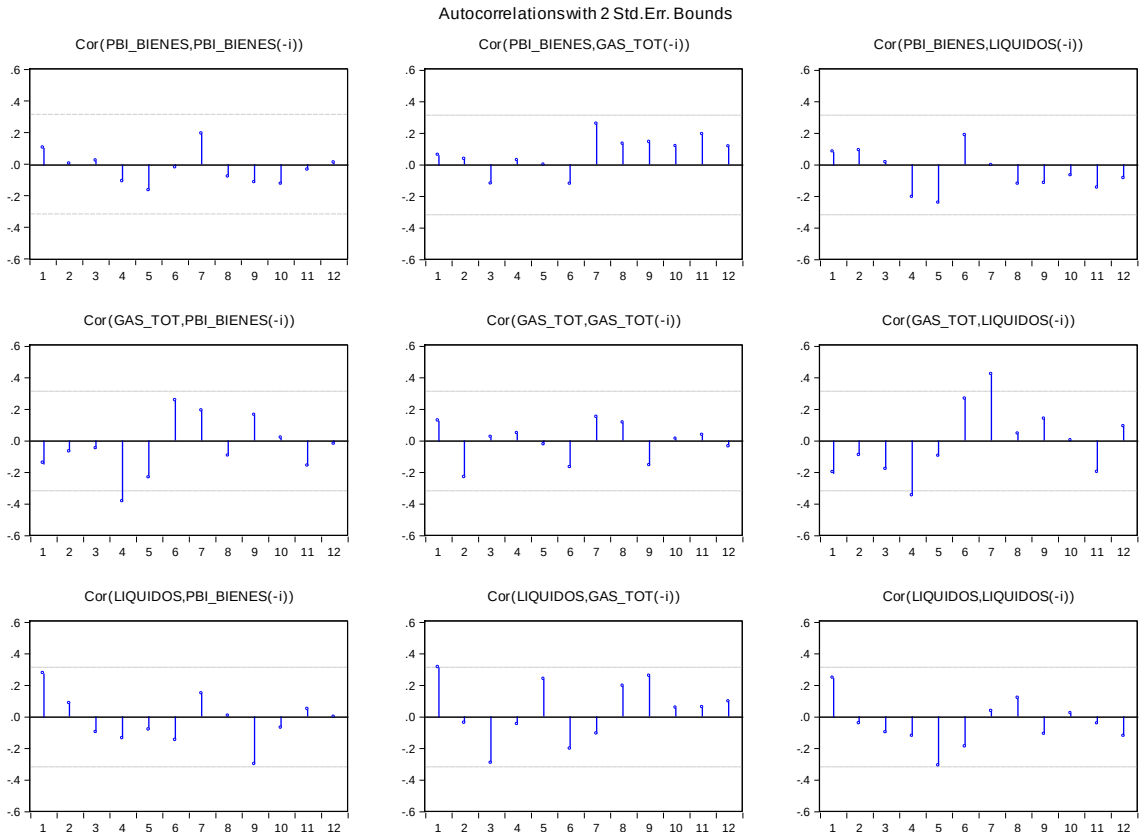
Sin lugar a dudas el presente paper puede mejorarse en varios sentidos. En primer lugar, se podría realizar Test de raíz unitaria contemplando quiebre estructural. Probablemente la economía argentina presente múltiples quiebres estructurales en las series de tiempo que analizamos por lo que se deben corregir detectando adecuadamente los quiebres. La metodología de Zivot y Andrews podría aplicarse a las tres series.

En segundo lugar, es importante resaltar que el autor deseaba incorporar al modelo alguna variable que refleje el cambio tecnológico: uno puede suponer que la eficiencia en el consumo de energía varió desde 1970 hasta el presente. Sin embargo, no fue posible encontrar en la bibliografía existente algún trabajo que incorpore el cambio tecnológico como variable dentro de los modelos. Tampoco fue posible encontrar alguna variable proxy para utilizar en su lugar. Sin lugar a dudas al incluir la variable "eficiencia en consumo energético" seguramente las conclusiones hubiesen sido otras.

Por último, se observa que los resultados que se obtienen a partir del test de causalidad de Granger no verifican aquello que se observa en el modelo de corrección de error. Según el

test de Granger la causalidad entre líquidos y PIB Bienes correría desde éste último hacia la oferta de combustible. La estimación del VEC arroja una "leve causalidad" en sentido contrario. El trabajo de Manso sobre causalidad entre consumo de energía, evolución de la productividad y crecimiento del producto arroja resultados "contradictorios" entre estimación del VEC y causalidad a la Granger. De todas formas, esta aparente contradicción deja el suelo abonado para continuar con el estudio de la relación entre consumo energético y crecimiento del producto.

6. Anexo


Autocorrelations with 2 Std.Err. Bounds
Cor(PBI_BIENES,PBI_BIENES(-i))
Cor(PBI_BIENES,GAS_TOT(-i))
Cor(PBI_BIENES,LIQUIDOS(-i))
Cor(GAS_TOT,PBI_BIENES(-i))
Cor(GAS_TOT,GAS_TOT(-i))
Cor(GAS_TOT,LIQUIDOS(-i))
Cor(LIQUIDOS,PBI_BIENES(-i))
Cor(LIQUIDOS,GAS_TOT(-i))
Cor(LIQUIDOS,LIQUIDOS(-i))

Estimación del vector de corrección de error

Muestra (ajustada): 1971 a 2010
Observaciones incluídas: 40 luego de ajustes
Errores estándar en { } y estadístico t en [ ]

Ecuación de cointegración:	Ecc. De coint. 1
PBI_BIENES(-1)	1,000
GAS_TOT(-1)	-1.987,64 {90,5075} [-21,9611]
LIQUIDOS(-1)	-4.555,93 {382,102} [-11,9233]
C	48927318

Corrección de error:	D(PBI_BIENES)	D(GAS_TOT)	D(LIQUIDOS)
Ecc. De cointegración 1	0,172384 {0,17191} [1,00274]	2.91E-05 {3,3E-05} [0,89529]	0.000182 {3,1E-05} [5,80413]
C	1789052,0000 {827943,0} [2,16084]	686,9801 {156,771} [4,38207]	59,5707 {151,196} [0,39400]

7. Bibliografía

Akarca, A y Long, T (1980) "On the Relationship Between Energy and GNP: A Re-examination" J. Energy Dev. 5, 326-331.

Aqeel, A y Butt, S (2001), "The Relationship between Energy Consumption and Economic Growth in Pakistan", Asia-Pacific Development Journal.

Asafu-Adjaye, J (2000), "The Relationship Between Energy Consumption, Energy Prices and Economic Growth: Time Series Evidence from Asian Developing Countries", Energy Economics 22, 615-625.

Campo R., J y Sarmiento, V (2011), "Un Modelo de Corrección de Errores para la Relación Entre el Consumo de Energía y el PIB en Colombia (1970-2009)", Universidad Católica de Colombia.

Cheng, B y Lai, T (1997) "An Investigation of Cointegration and Causality Between Energy Consumption and Economic Activity int Taiwan", Energy Econ. 19, 435-444.

Enders, W (2010), Applied Econometric Time Series.

Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", Journal of Economic Dynamics and Control 12, 231-254

Johansen, S. (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", Econometrica 59, 1551-1580

Johansen, S. (1994), "The Role of the Constant and Linear Terms in Cointegration Analysis of Nonstationary Variables", Econometric Reviews 13(2)

Johansen, S. y Juselius, K (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration, with Applications to the Demand for Money", Oxford Bulletin of Economics and Statistics 52, 169-210.

Jumbe, Ch (2004), "Cointegration and Causality Between Electricity Consumption and GDP: Empirical Evidence From Malawi", Energy Economics 26, 61-68.

Kraft, J y Kraft, A (1978) "On the Relationship Between Energy and GNP", J. Energy Dev. 3, 401-403.

Manso, J, "Relações de Causalidade Entre Consumo de Energia, Evolução da Productividade e Crescimento do Produto", Universidade de Beira Interior – Portugal.

Soytas, U; Sari, R y Ozdemir,O (2001) "Energy Consumption and GDP Relations in Turkey: A Cointegration and Vector Error Correction Analysis" Economics and Business in Transition: Facilitating Competitiveness and Change in the Global Environment Proceedings. Global Business and Technology Association, 838-844.

Yuan, J; Kang, J; Zhao, Ch; Hu, Z (2008), Energy Consumption and Economic Growth: Evidence from China at both Aggregated and Disaggregated Levels", Energy Economics.